

Validation factorielle de l'échelle française de stress perçu en milieu professionnel

Titre anglais

Lisa Bellinghausen ^{(1), (2)}, **Julie Collange** ^{(1), (2)}, **Marion Botella** ⁽¹⁾,
Jean-Luc Emery ⁽²⁾, **Éric Albert** ⁽²⁾

Résumé : Cet article a pour objectif de valider la structure factorielle de l'échelle française de stress perçu (*PSS 10*) auprès d'une population de salariés. Les analyses réalisées confirment la présence de deux facteurs distincts, interprétés en termes de perception de débordement et d'efficacité personnelle perçue. Ces deux facteurs présentent une bonne consistance interne. L'étude de la validité de critère confirme les liens prédits entre chaque facteur et les niveaux d'anxiété et de dépression. Ainsi, la *PSS 10* est une échelle bidimensionnelle présentant des propriétés psychométriques satisfaisantes. Les résultats sont discutés à la lumière de leurs implications à la fois théoriques et pratiques.

Mots-clés : Stress perçu - validation - structure factorielle - propriétés psychométriques.

Summary: *This article aims to validate the factorial structure of the perceived stress scale (PSS10) within a French working population. The analyses conducted confirmed the presence of two distinct factors, interpreted in terms of perception of overflowing and perceived personal efficacy. These two factors presented a good interne consistency and an adequate validity of construct. Indeed, we were able to show the predicted link between the two factors and the levels of anxiety and depression. Thus, the PSS 10 is a bi-dimensional scale with satisfactory psychometric proprieties. The results are then discussed in the light of their theoretical and practical implications.*

Keywords: Perceived stress - validation - factorial structure - psychometric proprieties.

(1) Université Paris Descartes, France.

(2) Institut Français d'Action sur le Stress, 5, rue Kepler, 75116 Paris, France.

Introduction

Parmi les différentes mesures de stress, l'échelle de stress perçu (*Perceived Stress Scale, PSS* [5]) est largement utilisée et a fait l'objet de nombreuses études. Ces dernières témoignent de ses qualités psychométriques satisfaisantes. Cependant, concernant sa structure factorielle et son interprétation, des divergences apparaissent, notamment pour la version française. Ainsi, l'objectif du présent article est de définir la structure factorielle de la version française de l'échelle de stress perçu [5] en utilisant les méthodes d'analyse factorielle confirmatoire.

Opérationnalisant la conception transactionnelle du stress [14], l'échelle de stress perçu évalue « l'importance avec laquelle des situations de la vie sont généralement perçues comme menaçantes, c'est-à-dire comme non prévisibles, incontrôlables et pénibles » [18]. Cette échelle mesure le stress de manière générale et non spécifique. Initialement construite en 14 items, l'analyse factorielle exploratoire effectuée sur cette échelle a conduit au développement d'une version en 10 items, après avoir retiré les items à faible saturation [4]. Ainsi, la *PSS 10* est considérée comme la meilleure version pour mesurer le stress perçu tant du point de vue de ses qualités psychométriques que de son application.

En général les versions en 10 et en 14 items de la *PSS* présentent une bonne sensibilité et une bonne validité de construit. Concernant la structure factorielle de ces versions, la grande majorité des travaux retiennent deux facteurs latents. Les études portant sur la version anglophone de la *PSS* mettent en évidence l'existence de deux facteurs pour la *PSS 14* [4, 11] et la *PSS 10* [4]. Deux facteurs émergent également dans la version espagnole de la *PSS 14* [20], mexicaine [9] et japonaise [17]. Concernant les versions françaises, la solution en deux facteurs ne fait pas consensus. En effet, certains auteurs proposent de retenir une solution factorielle en un facteur lors des analyses en composantes principales de la *PSS 14* et de la *PSS 10* [13], alors que d'autres, suite à une analyse factorielle confirmatoire conduite sur la *PSS 14*, concluent à l'existence de deux facteurs distincts [8].

Notons que si la plupart des études retiennent une structure en deux facteurs, l'interprétation donnée à chacun d'eux diffère. En effet, une première interprétation consiste simplement à opposer ces facteurs en termes de formulation positive et négative des items [9, 13, 17]. Une seconde interprétation a été faite en termes de détresse et de *coping* [10]. Enfin, les deux facteurs de la version française ont été respectivement traduits en termes de vulnérabilité perçue et de contrôle perçue [8].

Dans le cadre de la présente étude nous avons choisi de travailler sur la *PSS* à 10 items. Cette version de la *PSS* présente non seulement les meilleures qualités psychométriques globales mais reste aussi la version la plus économique du point de vue du nombre des items [4]. Elle possède une bonne sensibilité discriminante [2] et une consistance interne satisfaisante (les coefficients de consistance interne sont compris entre .78 et .87 ; [4, 13], respectivement). Les études appréciant la validité de construit de la *PSS 10* indiquent une relation négative entre le stress perçu et la satisfaction au travail, la santé physique et mentale [22], les mesures de bien-être [3] et l'estime de soi [10]. Il a été également démontré qu'il existe une relation

positive entre le stress perçu et les symptômes somatiques et psychiques, un recours accru aux soins [3], la dépression [23], la rumination mentale des émotions [16] et les comportements de coping centrés sur l'émotion [6].

Au regard des résultats présentés ci-dessus, l'objectif premier de la présente étude est de déterminer la structure factorielle de la version française de la *PSS 10* afin de fournir aux professionnels de la santé au travail un outil à la fois économique et fiable. De plus, nous explorerons les différences de genre ainsi que la validité de critère de la *PSS* en examinant ses liens avec les niveaux d'anxiété et de dépression (*HADS*[15]).

Méthode

Recueil des données

Les données ont été recueillies par l'Institut Français de l'Action sur le Stress (IFAS) par l'intermédiaire de l'Observatoire Médical du Stress, de l'Anxiété et de la Dépression (OMSA[®]) auprès de six entreprises françaises. Cet observatoire prend place dans le cadre de la médecine du travail. L'équipe médicale propose aux salariés de remplir un questionnaire informatisé, lors de la visite médicale annuelle pour évaluer trois dimensions de la santé mentale (dépression, anxiété et stress). L'examen est proposé en complément de l'appréciation de la santé physique des salariés. L'enjeu de l'observatoire est double : premièrement, il permet un dépistage au niveau individuel en termes d'anxiété et de dépression. Deuxièmement, l'observatoire vise un traitement collectif des données permettant l'identification et la localisation des populations auprès desquels des actions de prévention doivent être menées en priorité.

Matériel

L'échelle de stress perçu en 10 items [4] invite le participant à évaluer chaque item sur sa fréquence d'apparition durant une période donnée (ici, le mois précédent) en utilisant une échelle en 5 points allant de 1 = jamais à 5 = souvent. Les items 4, 5, 7 et 8 ont été renversés.

Pour apprécier la validité de critère de la *PSS 10*, nous avons utilisé la version française de l'*Hospital Anxiety and Depression Scale* [15, 24]. L'échelle est composée de 14 items, dont chacun est coté sur une échelle de Likert en 4 niveaux. Les scores élevés correspondent à la présence d'une symptomatologie plus sévère. La structure factorielle de cette échelle a été confirmée [7].

Étapes d'analyse

Tout d'abord, afin d'investiguer la structure factorielle de la *PSS 10*, nous avons conduit une analyse factorielle exploratoire en vue d'obtenir une première lecture de l'appartenance des items de la *PSS 10* aux facteurs. Par la suite, nous avons soumis le modèle factoriel identifié à l'analyse confirmatoire. Ces analyses ont été conduites à l'aide du logiciel MPlus 5.0. Aussi, en accord avec la littérature sur l'échelle *PSS 10*, nous avons testé les modèles factoriels avec une rotation *PROMAX*, c'est-à-dire acceptant une structure oblique entre les facteurs. D'autre part, nous avons investigué les différences de sexe sur le stress perçu en utilisant l'analyse de variance.

Tableau I : Caractéristiques sociodémographiques et professionnelles de la population

	Échantillon total N = 10 122		Hommes N = 5 509		Femmes N = 4 613	
	N	%	N	%	N	%
Âge	10 122	100	5 509	100	4 613	100
< 25	533	5,3	179	3,2	354	7,7
25 – 29	875	8,6	336	6,1	539	11,7
30 – 34	1 128	11,1	572	10,4	556	12,1
35 – 39	1 113	11,0	578	10,5	535	11,6
40 – 44	1 422	14,0	724	13,1	698	15,1
45 – 49	1 397	13,8	865	15,7	532	11,5
50 – 54	1 026	10,1	654	11,9	372	8,1
> 54	505	5,0	336	6,1	169	3,7
Statut	9 311	92,9	5 065	50,5	4 246	42,4
non cadre	4 839	52,0	2 232	44,1	2 607	61,4
cadre	3 496	37,5	2 067	40,8	1 429	33,7
cadre supérieur	678	7,3	516	10,2	162	3,8
cadre dirigeant	216	2,3	195	3,8	21	0,5
Manager	3 694	36,9	2 179	21,7	1 515	15,1
Non	2 813	76,2	1 510	69,3	1 303	86,0
Oui	881	23,8	669	30,7	212	14,0

Enfin, pour apprécier la validité de critère, nous avons examiné, à l'aide d'analyse de corrélation, les liens entre l'échelle de stress perçu et chacune des sous-échelles de l'*Hospital Anxiety and Depression Scale*.

Résultats

Participants

Notre échantillon est constitué d'un total de 10 266 participants, 4 689 femmes et 5 577 hommes. Sur cet échantillon (Tableau I), 10 122 personnes ont accepté de participer à l'étude (soit un taux de participation de 98,6 % avec 4 613 femmes et 5 509 hommes). En termes de statut 52 % de non cadre, 37,5 % de cadre, 7,3 % de cadre supérieur et 2,3 % de cadre dirigeant ont participé à l'étude. Notons que dans l'échantillon 23,8 % personnes ont une responsabilité managériale alors que 76,2 % personnes n'ont aucune responsabilité d'encadrement. Quant à l'âge 60 % de notre échantillon ont entre 30 et 50 ans.

Validité factorielle

Nous avons conduit tout d'abord une analyse factorielle exploratoire avec rotation *PROMAX*. La méthode d'extraction utilisée était le maximum de vraisemblance. Lors de cette analyse, deux valeurs propres supérieures à 1 ont été retenues expliquant 60,75 % de variance, dont 49,98 % par le premier

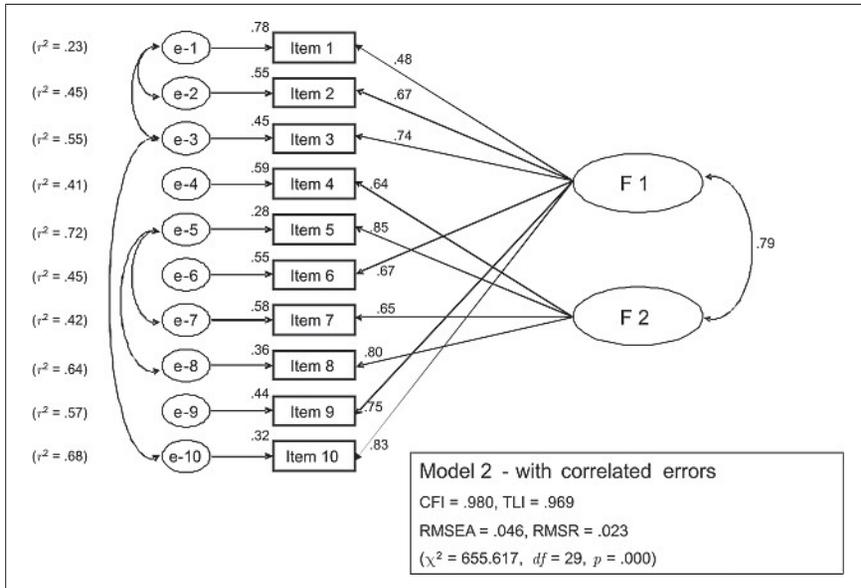


Figure 1 : Structure factorielle de la PSS 10 – Modèle 2.

facteur. Cette analyse révèle que les items 1, 2, 3, 6, 9 et 10 saturent distinctement sur le premier facteur, tandis que les items 4, 5, 7 et 8 (inversés) saturent le second. Nous observons une corrélation inter-facteurs de l'ordre de .61. C'est ce modèle que nous avons soumis aux analyses factorielles confirmatoires.

Lors de l'analyse confirmatoire les dix variables (items de la PSS) ont été spécifiées sur deux facteurs : les items 1, 2, 3, 6, 9 et 10 saturant le facteur 1 (coefficients de consistance interne, $\alpha = .85$) et les items 4, 5, 7 et 8 saturant le facteur 2 (coefficients de consistance interne, $\alpha = .80$). Une corrélation inter-facteur a été intégrée dans l'analyse. Ce modèle en deux facteurs obliques montre un χ^2 significatif ($\chi^2 = 31509.172$; $ddl = 45$; $p < 0,001$) ce qui n'est pas surprenant au regard de la taille de notre échantillon. Les indices d'ajustement CFI ($0,957 > 0,95$) et RMSR ($0,032 < 0,05$) indiquent un modèle acceptable [12]. Néanmoins, en fonction de la sévérité des critères adoptés, les indicateurs TLI et RMSEA sont soit acceptables (TLI : $0,944 > 0,90$, RMSEA : $0,062 < 0,10$ [21]), soit légèrement en dessous du seuil d'acceptabilité (TLI : $0,944 < 0,95$, RMSEA : $0,062 > 0,06$ [12]).

Ainsi, ce premier modèle est acceptable mais peut être amélioré, et ce, notamment en acceptant des corrélations entre les variances d'erreur des items (Figure 1). En suivant ces recommandations, nous avons établi un second modèle qui se révèle être meilleur que le précédent au regard des différents indices d'ajustement (Tableau II). Notons que les corrélations entre les variances d'erreur mettent en cause l'indépendance des items, ce qui nécessitera une justification théorique.

Tableau II : Indices de la AFC – confirmatoire sur l'échelle PSS 10

	χ^2	<i>ddl</i>	<i>CFI</i> ($\geq 0,95$)	<i>TLI</i> ($\geq 0,95$)	<i>RMSEA</i> ($\leq 0,06$)	<i>RMSR</i> ($\leq 0,05$)
Modèle 1	31 509,172	34	0,957	0,944	0,062	0,032
Modèle 2	655,617	29	0,980	0,969	0,046	0,023

Interprétation des facteurs

Pour interpréter les deux facteurs retenus lors de l'analyse factorielle confirmatoire, un groupe d'experts dans le domaine du stress (deux psychiatres, deux psychologues du travail, un psychologue social et un coach) a été constitué. À chaque expert ont été communiqués les items de la *PSS 10* avec leur appartenance factorielle. Suite à l'échange en groupe, le facteur 1 a été interprété en termes de *perception de débordement*. Ce débordement est une réponse émotionnelle et/ou cognitive face à des sollicitations ponctuelles ou chroniques. Le lien entre les variances d'erreur des items peut s'expliquer par ces deux types de sollicitations et de débordements. En effet, l'item 1, faisant référence à une sollicitation ponctuelle (« [...] un événement inattendu ? »), est lié à la fois à un débordement émotionnel (item 2) et cognitif (item 3). L'item 10, quant à lui, mesure davantage une sollicitation marquée par une certaine chronicité (« [...] que les difficultés s'accumulaient... ») et est lié au débordement émotionnel (item 3).

Le facteur 2 a été interprété en termes d'*efficacité personnelle perçue*, c'est-à-dire la croyance qu'a un individu d'avoir les capacités de surmonter les difficultés pour atteindre son objectif. Les liens observés entre les variances d'erreur des items correspondraient aux conséquences de cette perception. Ainsi, l'efficacité personnelle contextuelle, mesurée par l'item 5, est liée à la capacité de réguler ses émotions (item 7) et à maîtriser son environnement (item 8).

Différences de genre

La littérature a montré que les femmes montrent en général des scores de stress plus élevés que les hommes [3, 8]. En cohérence avec notre structure factorielle, nous avons calculé des sous scores de débordement et d'efficacité personnelle⁽³⁾. L'analyse de variance révèle que les femmes se perçoivent significativement plus sujettes au débordement et moins auto-efficaces ($M = 2.68$, $ET = .78$; $M = 2.15$, $ET = .72$) que les hommes ($M = 2.51$, $ET = .74$; $M = 1.97$, $ET = .66$), $F_5(1, 10210) \geq 164.33$, $p < .0001$. Nos résultats sont ainsi cohérents à ceux observés dans la littérature, et ce, pour les deux sous scores mis en évidence dans cette étude.

Validité de critère

Les études antérieures appréciant la validité de critère de la *PSS 10* indiquent une relation positive du stress perçu avec la dépression [23], la rumination mentale des émotions [16] et l'anxiété [19]. Afin d'examiner la

(3) Étant donné que chaque sous-échelle comporte un nombre différent d'items, nous n'avons pas procédé à un calcul de score somme, mais à un calcul de score moyen.

validité de critère, nous apprécions les liens entre les deux sous échelles de la *PSS 10* identifiées dans cet article et les scores d'anxiété et de dépression (HADS). En cohérence avec la littérature, nous observons des liens positifs. Plus précisément, nous observons que plus les scores de débordement sont élevés plus les scores d'anxiété ($r(10119) = .67, p < .0001$) et de dépression le sont ($r(10119) = .67, p < .0001$). De même nous retenons des corrélations positives entre les scores d'efficacité personnel et d'anxiété ($r(10119) = .70, p < .0001$) et de dépression ($r(10119) = .63, p < .0001$). Ainsi, plus les individus ont un niveau d'efficacité personnel faible plus leur niveau d'anxiété et de dépression est élevé.

L'analyse corrélationnelle nous permet d'avancer que la validité de critère des deux sous-échelles de la *PSS 10* est satisfaisante.

Discussion

L'objectif de cette étude était de déterminer la structure factorielle de la *PSS 10* auprès d'une population de salariés grâce aux méthodes d'analyse confirmatoire. Notons que notre échantillon du fait d'une surreprésentation des cadres (48 %) n'est pas tout à fait représentatif du paysage organisationnel. En conséquence, nous n'avons pas présenté les analyses conduites avec cette variable alors que la prise en compte de cette variable dans le cadre des études sur le stress semble importante. En effet, nous pouvons imaginer que les personnes ayant des statuts professionnels plus élevés présentent des niveaux de stress perçu faible du fait de ressources personnelles, sociales et surtout organisationnelles plus importantes. Par ailleurs, les six entreprises ayant participé à cette étude proviennent de 6 secteurs d'activité différents ce qui n'est pas non plus représentatif de la diversité des secteurs d'activité existant à l'heure actuelle.

Malgré ces limites, l'article avait pour modeste objectif d'examiner la structure factorielle de l'échelle de stress perçu en 10 items sur une population de salariés français. En accord, avec les différents travaux sur la *PSS 10*, notre étude montre que deux facteurs distincts doivent être pris en compte. De plus, cette étude valide la structure en deux facteurs [4, 8] auprès d'une population de salariés et non pas d'étudiants [8]. Les différentes analyses menées dans cet article témoignent des bonnes qualités psychométriques de cette échelle.

L'interprétation des deux facteurs, réalisée à l'aide de professionnels du stress, est différente de celle donnée par la littérature. En effet, sans se limiter à l'opposition entre items formulés positivement et négativement [4, 11], nous avons conclu que le premier facteur nous renseigne sur le niveau débordement perçu par un individu. Il ne s'agit pas pour nous d'une vulnérabilité perçue [8] ou d'une détresse psychologique [11] mais bien des contraintes réelles qui engendrent chez l'individu un état perçu de débordement. Nous avons choisi de retenir la notion de débordement pour qualifier ce facteur en référence à la définition du stress. Cette définition précise qu'un état de stress survient lorsque les contraintes et sollicitations par l'environnement s'accroissent de manière à dépasser les ressources que l'individu peut mobiliser pour y faire face. La notion de débordement nous

semble ainsi judicieuse dans la mesure où elle permet de mettre à la fois l'accent sur cet aspect de sollicitation émanant de l'environnement tout en rendant compte de la perception subjective de l'individu. En terme de plan d'action il convient ici de s'interroger par exemple sur des aménagements organisationnels, les conditions de travail mais aussi sur les écarts éventuels entre les activités réelles et prescrites des agents.

De l'autre côté, l'efficacité personnelle perçue rend compte d'une des ressources personnelles dont l'individu dispose pour faire face, c'est-à-dire la croyance qu'un individu a sur sa capacité ou compétence à maîtriser son débordement. Ce facteur rend compte d'autre chose que d'items renversés. Il est à différencier du *coping* [11], notion qui renvoie à la mise en place de stratégie de faire face. Le contrôle perçu [8] est également différent car pour nous il s'agit ici d'une croyance en ses capacités, d'où l'interprétation du facteur en terme d'efficacité personnelle perçue. Proche du concept d'auto-efficacité, proposé par Bandura [1], nous le distinguons du fait que l'efficacité personnelle perçue s'inscrit dans le contexte du stress perçu, ne s'appliquant ainsi pas à tout type de situation. La notion d'auto-efficacité proposée par Bandura [1] se définit comme la croyance des individus en leur capacité à mobiliser les ressources nécessaires afin de maîtriser certaines situations et y réussir [1, 3]. Notons que l'auto-efficacité peut être envisagée comme une des ressources personnelles dont dispose l'individu pour faire face aux contraintes et demandes de l'environnement. C'est à la fois pour faire référence à Bandura mais aussi pour inscrire cette dimension dans le contexte particulier du stress que nous avons choisi de la nommer efficacité personnelle perçue. Du point de vue pratique il importe d'identifier si l'individu a un niveau de perception d'efficacité personnelle faible : les plans d'action pourront ainsi prendre la forme de formation mais aussi d'action de médiation par le management.

Aussi, les résultats exposés dans cet article présentent, selon nous, des implications quant à la construction de mesure du stress professionnel. En effet, selon notre interprétation du modèle retenu de l'analyse factorielle confirmatoire, il semble judicieux de construire une échelle séparant les déclencheurs ponctuels des déclencheurs chroniques, ainsi que les réponses émotionnelles des réponses cognitives.

Enfin, dans le cadre de recherches futures il sera intéressant d'inclure dans le protocole de l'étude d'autres variables intervenant dans le stress professionnel. Il conviendrait notamment de s'intéresser aux variables individuelles telles le statut professionnel, l'âge ou la fonction, aux variables organisationnelles telles le secteur d'activité de l'entreprise, l'accès aux formations ou encore les modes de management. Au regard de l'impact de ces recherches et la fiabilité que requièrent les analyses il serait judicieux d'utiliser des modèles d'invariance factorielle et de conduire les analyses en comparant les effets aux niveaux des moyennes latentes. Aussi, il conviendrait d'inclure des mesures concernant le bien être et la satisfaction professionnelle. L'investigation de ce type de variables nous permettra à terme de mieux comprendre les leviers organisationnels, managériaux et individuels pour assurer la meilleure prise en charge des phénomènes de santé mentale au travail.

BIBLIOGRAPHIE

1. Bandura A. *Self Efficacy*. New York : Freeman and Company. 1997 Traduction de l'anglais par Jacques Lecomte. De Boeck Université. Première édition 2003.
2. Bruchon-Schweitzer M, Dantzer R. *Introduction à la psychologie de la santé*. Paris, 1994, PUF.
3. Bruchon-Schweitzer ML. (*Psychologie de la santé : Modèles, concepts et méthodes*, Paris, 2002, Dunod.
4. Cohen S, Williamson G. Perceived stress in a probability sample of the United States. In S. Spacapan & S. Oskamp (Eds.) 1988. *The social psychology of health: Claremont Symposium on applied social psychology*. Newbury Park, CA: Sage.
5. Cohen S, Kamarck T, Mermelstein R. A Global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 1983, 24, 385-396.
6. Dolbier C, Soderstrom M, Steinhardt MA. The relationships between self-leadership and enhanced psychological, health and outcomes, *Journal of Psychology*, 2001, 1355, 469-485.
7. Dunbar M, Ford G, Hunt K, Der G. *A confirmatory factor analysis of the Hospital Anxiety and Depression scale: Comparing empirically and theoretically derived structures*. British Journal of Clinical Psychology 2000, 39, 79-94.
8. Gadea C, Cercle A. Le stress perçu et son évaluation en milieu professionnel: Intérêts et limites de l'échelle PSS. In Lancry A, Lemoine C. (Eds) *La personne et ses rapports au travail*, Paris, 2004, L'Harmattan.
9. González M, Landero R. Factor structure of the Perceived Stress Scale (PSS) in a sample from Mexico. *The Spanish Journal of Psychology*, 2007, 10, 199-206.
10. Guinn B, Vincent V. Determinants of coping responses among Mexican American adolescents, *Journal of School Health*, 2002, 72, 152-156.
11. Hewitt PL, Flett GL, Mosher SW. The perceived stress scale : Factor structure and relation to depression symptoms in a psychiatric sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 1992, 14, 247-57.
12. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 1999, 6, 1-55.
13. Koleck M, Quintard B, Tastet S. French validation of the Perceived Stress Scale: the construct validity. 16^e Conférence de l'European Health Psychology Society. 2002 Lisbonne, Portugal.
14. Lazarus RS, Folkman S. *Stress, Appraisal and Coping*. NY Springer 1984.
15. Lepine JP, Godchau M, Brun P, Lemperiere T. Evaluation de l'anxiété et de la dépression chez des patients hospitalisés dans un service de médecine interne. *Annales Medico-psychologiques*, 1985, 143, 175-89.
16. Lok CF, Bishop GD. Emotion control, stress and health, *Psychology and Health*, 1999, 14, 813-27.
17. Mimura C, Griffiths P. A Japanese version of the perceived stress scale: translation and preliminary test. *International Journal of Nursing Studies*, 2004, 41, 379-85.
18. Quintard B. Du stress objectif au stress perçu. In : M. Bruchon-Schweitzer & R. Dantzer (Eds.), Introduction à la psychologie de la santé. Paris, 1994, PUF.
19. Rasclé N. Testing the mediating role of appraised stress and coping strategies on employee adjustment in a context of job mobility. *European Review of Applied Psychology*, 2000, 50, 301-7.
20. Remor E, Corrobes JA. Versión española de la escala de estrés percibido (PSS-14): Estudia psicométrico en una muestra VIH+. *Ansiedad y Estrés*, 2001, 7, 195-201.
21. Vrignaud P. La mise en œuvre de modèles structuraux dans le logiciel AMOS 6.0. *XVIIes Journées de la Psychologie Différentielle*, Université Paris X - Nanterre, France 2006.
22. Williams ES, Konrad TR, Scekler WE, Pathman DE, Linzer M, McMurray JE, Gerrity A. Understanding physicians' intentions to withdraw from practice: The role of job satisfaction, job stress, mental and physical health. *Health Care Management Review*, 2000, 26, 9-21.
23. Yarcheski A, Mahon NE. A causal model of Depression in early adolescents. *Western Journal of Nursing Research*, 2000, 22, 879-885.
24. Zigmond AS, Snaith RP. The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 1983, 67, 361-370.

